



Munich Personal RePEc Archive

# **Intermediate Exchange Rate Regimes in Emerging Economies: The Case of Morocco**

Jamal Bouoiyour and Claude Emonnot and Serge Rey

CATT University of Pau

January 2005

Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/30215/>

MPRA Paper No. 30215, posted 11. April 2011 12:10 UTC

**REGIMES DE CHANGE INTERMEDIAIRES  
DANS LES ECONOMIES EMERGENTES :  
LE CAS DU MAROC**

Janvier 2005

Jamal Bouoiyour

[jamal.bouoiyour@univ-pau.fr](mailto:jamal.bouoiyour@univ-pau.fr)

Claude Emonnot

[claude.emonnot@univ-pau.fr](mailto:claude.emonnot@univ-pau.fr)

Serge Rey

[serge.rey@univ-pau.fr](mailto:serge.rey@univ-pau.fr)

CATT, Université de Pau et des Pays de l'Adour  
Avenue du Doyen Poplawski  
64000 Pau

---

## **Résumé**

*Dans cet article, nous estimons les poids relatifs de chaque monnaie étrangère dans le panier de devises composant le dirham pour la période 1973-2003 sur des données mensuelles. Nous montrons qu'avant l'avènement de l'euro, le régime de change du Maroc était un « Crawling Basket» (panier glissant). Ce panier reflète assez bien la répartition géographique des échanges extérieurs du pays, mais tient aussi compte des libellés de la dette. La naissance de l'euro a entraîné, après 1999, une profonde modification de la politique de change marocaine. D'une part, la composante automatique de l'ajustement du taux de change du dirham : son glissement en fonction du différentiel d'inflation entre le Maroc et ses partenaires a été abandonnée, l'inflation interne ayant été stabilisée à un niveau comparable à celui des économies développées. D'autre part, la substitution des monnaies nationales européennes par l'euro, synonyme d'une diminution de la variété des devises entrant dans la composition du panier, l'arbitrage entre stabilisation de la charge de la dette et le maintien de la compétitivité externe vis-à-vis des partenaires commerciaux européens, ont conduit les autorités monétaires marocaines à diversifier la composition du panier en y introduisant de nouvelles monnaies extérieures à la zone européenne ; il s'agit de la Livre sterling et peut-être aussi du Franc suisse.*

### **JEL classification :**

Mots Clés : Taux de change ; Panier de monnaie ; Politique de glissement.

---

### **Abstract :**

*In this paper, we estimate the relative weights of each foreign currency in the basket of currencies comprising the dirham for the period 1973-2003 on monthly data. We show that before the advent of the euro, the exchange rate regime in Morocco was a "Crawling Basket (basket slippery). This basket reflects quite well the geographical distribution of foreign trade of the country, but also takes into account denominated debt. The birth of the euro has led, after 1999, a profound change in the exchange rate policy in Morocco. On the one hand, the automatic component of the adjustment of the exchange rate of dirham: slipping according to the inflation differential between Morocco and its partners has been abandoned; domestic inflation has been stabilized at a level comparable to that of developed economies. On the other hand, the substitution of European national currencies by the euro, synonymous with a decrease in the variety of currencies used in the composition of the basket, the tradeoff between stabilizing the debt burden and maintaining external competitiveness vis-à-vis European trade partners, have led the monetary Moroccan authorities to diversify the composition of the basket by introducing new currencies outside the European area, it is the British Pound and perhaps Franc Switzerland.*

Keywords: Exchange rates currency basket; policy shift.

---

## 1. Introduction

Cet article analyse la politique de change du Maroc à la lumière des développements théoriques récents. A l'instar d'autres économies émergentes, ce pays a choisi de préserver un certain degré d'autonomie de sa politique monétaire et adopté de longue date un régime de change intermédiaire, définissant le Dirham en fonction d'un panier composé des monnaies de ses principaux partenaires commerciaux et financiers. Il constitue à ce titre un véritable cas d'école pour quiconque s'intéresse à la problématique complexe du choix d'un régime de change par une économie émergente.

Cette problématique a été renouvelée à la suite des crises financières mexicaine de 1994, thaïlandaise, indonésienne, philippine et coréenne de 1997, russe, colombienne et brésilienne de 1998, sans compter celles qui, plus récemment, ont frappé la Turquie et l'Argentine, etc. Mais ses origines sont plus lointaines. Elles datent des bouleversements subis par le Système Monétaire Européen (SME) en 1992 et 1993, avec les travaux fondateurs d'Eichengreen (1994) puis d'Obstfeld et Rogoff (1995).

Les théories traditionnelles comme celle des zones monétaires optimales (ZMO) identifient le choix du régime de change à un arbitrage entre une moindre exposition de l'économie nationale aux chocs réels ou nominaux. Les théories plus récentes insistent sur la notion de « crédibilité », indépendamment des caractéristiques structurelles des économies : un régime de change n'est viable à terme que dans la mesure où les marchés sont persuadés de l'inflexibilité des autorités dans la poursuite des objectifs qu'elles se sont fixés.

Cette conception implique une préférence pour les « solutions de coin » : flottement pur et fixité stricte (currency board, union monétaire, dollarisation), et un rejet des systèmes intermédiaires : zones cibles ou flottement géré. En effet, l'engagement que représente l'adoption de la fixité stricte, c'est-à-dire l'abandon de toute autonomie de la politique monétaire nationale, ou celle du flottement pur caractérisée par l'absence de toute intervention de la banque centrale sur le marché des changes, assurerait cette « crédibilité » ou « réputation » qui constitue le socle de la confiance des investisseurs, qui fait défaut aux régimes intermédiaires, intrinsèquement fragiles, car générateurs d'incertitude quant aux objectifs des autorités monétaires. Mais, on peut aussi n'y voir que l'illustration du fameux triangle d'incompatibilité : l'impossibilité de concilier simultanément une politique monétaire autonome et des changes fixes dans un contexte de libre circulation du capital.

Un si grand nombre d'auteurs ont tenté de vérifier cette hypothèse de disparition des régimes intermédiaires (« hollowing out ») qu'il serait vain de prétendre à l'exhaustivité. On peut toutefois distinguer deux grands courants (Bordo, 2003). Le premier concerne l'ensemble des travaux qui utilisent les régimes de change officiellement déclarés au Fonds Monétaire International (FMI), systèmes de droit ou « de jure ». Les études menées par Fischer (2001), Larrain et Velasco (2001), confirment le phénomène d'« hollowing out ». Le second courant rassemble les auteurs qui préfèrent analyser les régimes de change effectivement en vigueur ou « de facto », tant les pratiques peuvent être différentes des principes affichés. Levy-Yeyati et Sturzenegger (2002), Calvo et Reinhart (2000), (2002), Reinhart et Rogoff (2002), pour ne citer qu'eux, infirment l'hypothèse de la disparition des régimes intermédiaires. La seule exception notable au sein de ce courant est représentée par Bubula et Ötker-Robe (2002). En outre, il apparaît que la faveur dont semblent jouir les régimes de change fixes stricts est le résultat des choix des seules économies développées (si on excepte quelques micro-états) et, en particulier, la conséquence de la création de l'Union Monétaire Européenne. Les économies émergentes, quant à elles, continuent au contraire de privilégier les régimes de change intermédiaires, de type flottement géré ou zones cibles.

Les pays émergents subissent en effet des contraintes particulières (Ramkishen, 2002). Leurs marchés de capitaux sont en général peu profonds et peu liquides. Cette étroitesse des marchés exacerbe les effets de la spéculation sur le taux de change et ses répercussions sur les sphères réelle et financière de l'économie. Mais, en contrepartie, une petite taille confère aux banques centrales un certain pouvoir de marché dont ne jouissent pas celles des économies développées. De plus, les économies émergentes sont souvent dans l'incapacité d'emprunter à l'étranger dans leur propre monnaie et doivent recourir à des monnaies tierces comme le dollar par exemple, doctrine du « péché originel », formulée par Eichengreen et Hausmann (1999).

Dans ces conditions, l'ancrage à un panier composite de monnaies préserve une certaine flexibilité du change, sans pour autant signifier l'abandon de toute possibilité d'intervention, ce qui constitue un atout important quand les économies sont plus sensibles aux chocs de nature réelle que nominale, comme une variation des termes de l'échange par exemple. En outre, le contexte de flottement généralisé des monnaies principales : dollar, euro et yen, renforce cet argument. Enfin, l'ancrage à un panier minimise, par construction, les variations ou la volatilité du taux de change. C'est pourquoi de nombreux auteurs dont Williamson (2001) préconisent l'adoption d'un « band basket crawl » (BBC). Composé des monnaies des pays principaux partenaires commerciaux, sources principales de l'inflation importée, le panier fluctue dans des bandes prédéterminées elles-mêmes ajustables pour tenir compte des différentiels d'inflation. Ce système un peu complexe permet la gestion simultanée du taux de change nominal, substitut à la lutte contre l'inflation interne, et du taux de change réel, facteur de compétitivité externe. C'est la détermination de la largeur des bandes qui détermine le degré de flexibilité de l'ensemble, l'intervention de la banque centrale en cas de risque de dépassement des marges autorisées pouvant être automatique ou discrétionnaire, s'effectuer à la marge ou préventivement. Enfin, il n'existe pas à vrai dire de consensus quant à la nécessité de rendre toutes ces informations publiques ou au contraire de garder le secret. Si, selon Fankel et alii (2000) et (2001), la « transparence de l'information » est nécessaire afin que l'on puisse juger des performances des autorités monétaires : « *If it is not verifiable, it is not viable* », cette « vérifiabilité » étant la condition de la crédibilité, tant Blinder (2000) que Velasco (2000) ou Chiu (2003) réfutent cette conditionalité.

Le problème principal que pose l'adoption d'un régime de change fondé sur un panier de monnaies est le risque de « discordance » entre la monnaie qui libelle la dette nationale (le dollar en général) et celle ou celles utilisées avec les principaux partenaires commerciaux (Benassy-Quéré (1999)). La dollarisation de la dette fait courir le risque permanent qu'une dépréciation de la monnaie nationale, en altérant la valeur de cette dette, ne crée des effets de richesse négatifs (« balance sheet effect »). D'où un arbitrage subtil entre l'objectif de stabilisation de la charge de la dette extérieure et celui du maintien de la compétitivité externe. En outre, la détermination de la composition même du panier est délicate, comme l'a illustré la crise asiatique. Le poids du dollar dans les monnaies asiatiques était sans doute exagéré, les phénomènes d'alea moral liés au « mirage des changes fixes » conduisant à une sous-estimation des risques et une couverture insuffisante des positions en devises (Eichengreen, 1999). Toutefois, cet arbitrage entre charge de la dette et compétitivité n'est peut-être pas aussi conflictuel qu'on le prétend. En effet, l'utilisation des monnaies de facturation tierces comme l'euro ou le dollar plutôt que les monnaies des co-échangistes, évite que les recettes d'exportation ne soient soumises au risque de dévaluation/dépréciation de la monnaie nationale. Cette réduction du risque monnaie diminue d'autant le risque de défaut lié au remboursement des dettes privées ou publiques (Frankel, Schmukler, Servén, (2000)). Enfin, Levy-Yeyati et Sturzenegger (2003) ainsi qu'Aglietta et alii (2003), contrairement à nombre de travaux antérieurs, confirment que les régimes de change à mi-chemin entre le flottement pur et la fixité stricte permettent aux économies émergentes d'effectuer un bon

compromis entre, d'une part, une croissance stable et assez soutenue et, d'autre part, une compétitivité extérieure satisfaisante.

Les pays du Sud de la Méditerranée (PSM), confrontés à cette problématique, y ont apporté des réponses très différentes et, qui plus est, ont fréquemment modifié leurs choix. L'Égypte a rattaché sa monnaie au dollar en 1991, mais elle a abandonné cette politique en 2000 pour basculer en 2003 vers un régime de change flottant. La Jordanie, après avoir adopté un régime de fixité par rapport à un panier s'est ancrée « de facto » sur le dollar en 1995. Le Liban a fait le même choix en 1997 alors que jusque-là il avait opté pour les parités glissantes. L'Algérie, en flottement pur « de jure », pratique en réalité le flottement géré. La Tunisie est passée à la fin des années 90 des parités glissantes au flottement géré, la Lybie a ancré sa monnaie à un panier, etc. Cette hétérogénéité traduit au fond la caractéristique commune des PSM : un faible degré d'intégration intra-régionale ; la difficulté de concilier une double dépendance : face au dollar, monnaie dominante dans laquelle sont exprimées les dettes extérieures, et face à l'euro, monnaie du principal partenaire commercial.

Au sein des PSM, nous avons choisi de n'étudier que le cas du Maroc. Dans une seconde section, nous montrerons que le problème de la « discordance » entre compétitivité et charge de la dette externe est rendu plus complexe encore par l'existence d'un régime de currency basket. La troisième section modélise un tel régime. L'analyse empirique de l'adaptation de la politique de change du Maroc aux mutations du système monétaire international, dont le fait marquant est l'apparition de l'euro, –menée dans la quatrième section–, permettra de préciser d'une part la composition du panier (devises incluses dans le panier et pondérations associées), d'autre part l'évolution de cette politique durant les trente dernières années. Enfin, la dernière section conclura ce travail.

## **2. La politique de change du Maroc**

Mussa et alii (2000) inventorient les conditions sous lesquelles le choix d'un régime de change (fixe) se révèle supportable. Cette analyse suppose que le Maroc remplisse les critères suivants :

- Un faible degré de mobilité des capitaux vis-à-vis de l'extérieur;
- Le panier doit être composé des monnaies des principaux partenaires commerciaux;
- Le Maroc et ses partenaires répondent de manière similaire aux chocs externes;
- Le Maroc doit être prêt à abandonner une certaine autonomie de sa politique monétaire en luttant contre l'inflation afin d'acquiescer de la crédibilité;
- La politique budgétaire suivie doit être soutenable;
- Les marchés internes doivent être suffisamment flexibles –notamment le marché du travail–, afin d'absorber les chocs externes.

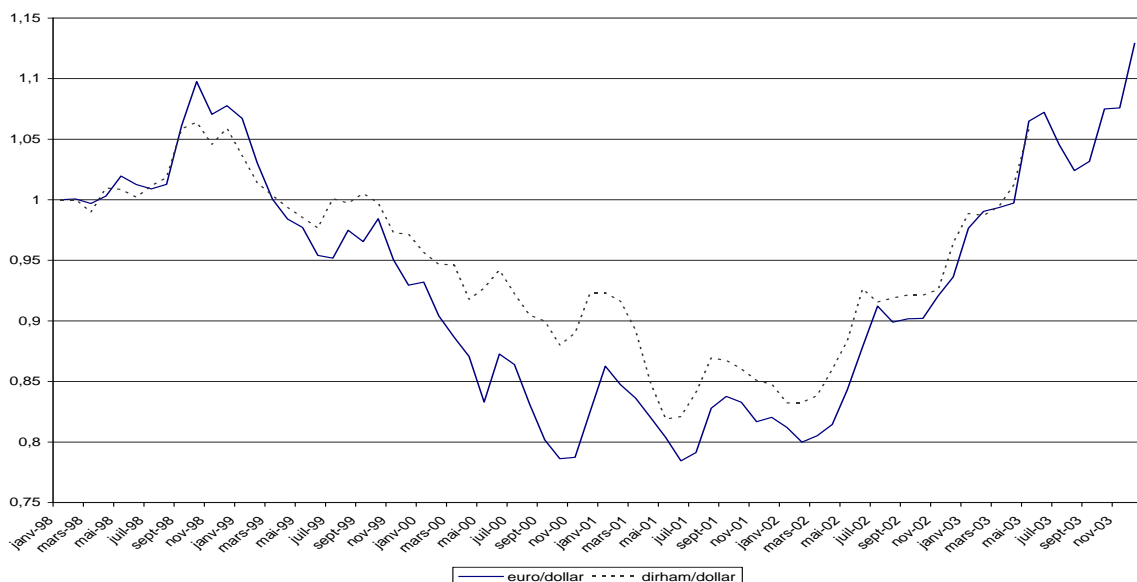
Nous ne procéderons pas ici à un descriptif complet des caractéristiques structurelles de l'économie marocaine, (on consultera les analyses très détaillées du FMI (2003), de la Banque Mondiale (2003), et de Fontagné et Mimouni (2000) pour les performances commerciales). Nous nous concentrerons sur le problème de l'arbitrage entre compétitivité et gestion de la dette externe, sous la contrainte supplémentaire qu'exerce une composition de la dette différente de celle du panier de définition du dirham.

### **2.1. La politique de change : l'arbitrage entre compétitivité-prix des exportations et charge de la dette**

Le dirham a connu une phase d'appréciation importante tant en valeur nominale que réelle par rapport à l'euro jusqu'en 2001. Cette évolution était due à l'appréciation du dollar par

rapport à l'euro, transmise au dirham dans une moindre mesure, puisque pondérée par la part accordée au dollar dans le panier. La compétitivité-prix du dirham s'est donc détériorée face à la monnaie européenne, principal partenaire commercial du Maroc, alors qu'en même temps s'alourdissait la charge de la dette extérieure publique dont 40% était libellée en dollar pour les années 1999 et 2000. (L'euro représentait environ 41%-42% de l'encours, le Yen 9%, voir graphique 2). L'économie fut soumise alors à un « effet de ciseaux » : le solde extérieur courant des biens et des services se dégrade ; la charge de la dette extérieure publique augmente, ce qui pèse sur l'équilibre des finances publiques. Dans ce contexte, accorder un poids plus grand à l'euro dans le panier et dévaluer la monnaie est une stratégie risquée, car, si elle peut éventuellement améliorer le solde extérieur, elle alourdit la charge de la dette. Pourtant, les autorités marocaines ont procédé à l'ajustement de la composition du panier en avril 2001. Elles ont attribué un poids plus important à l'euro avant de dévaluer le dirham de 5%, passant de 10.876 à 11.461 pour 1 \$US et de 9.72 à 10.22 pour 1 €. Le graphique qui suit montre l'importance de l'euro dans le panier de définition du dirham qui épouse plus étroitement que par le passé les fluctuations de la monnaie européenne.

**Graphique 1 : Evolutions comparées de l'euro et du dirham par rapport au dollar\*  
De 1998 à fin 2003.**



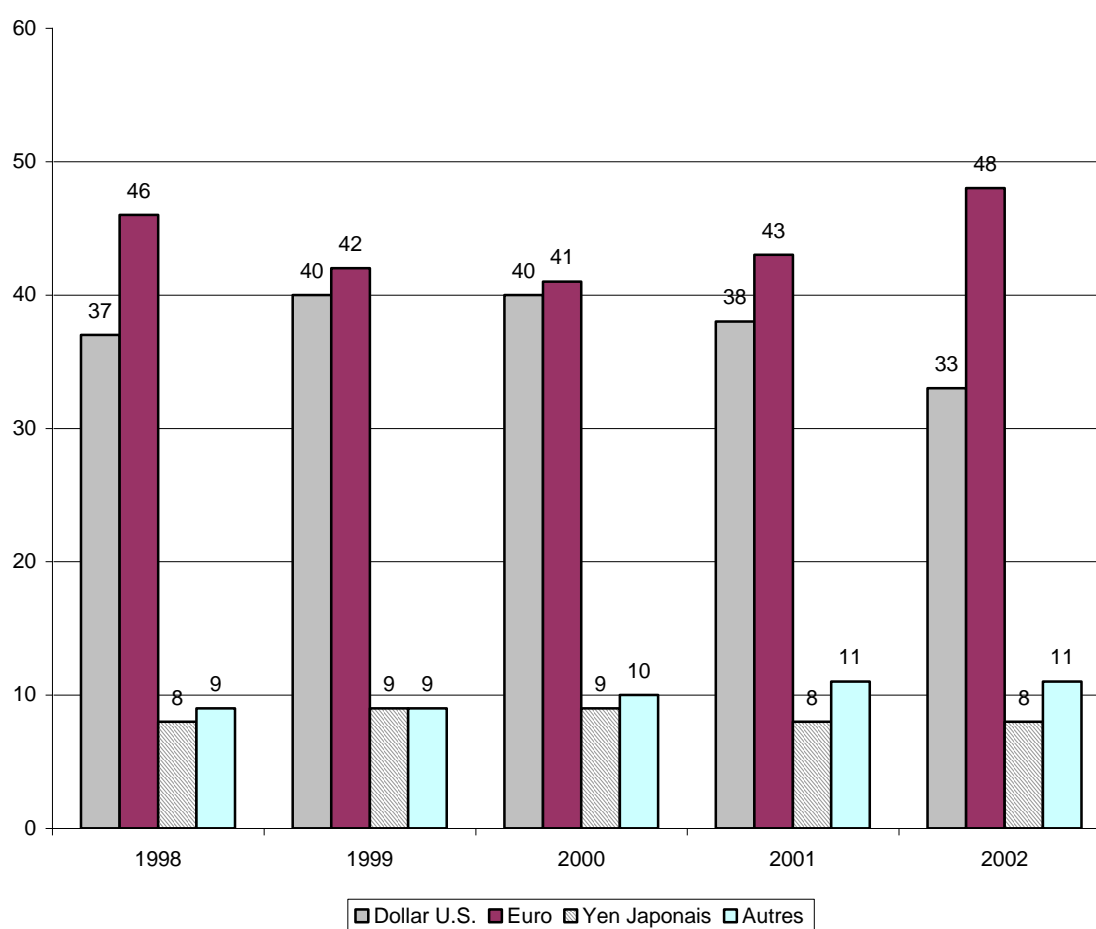
\*Les taux de change de l'euro et du dirham par rapport au dollar (coté à l'incertain) sont exprimés en base 100 janvier 98 afin de comparer leur évolution.

L'inversion du cycle de dépréciation de l'euro face au dollar depuis la fin 2001 environ, aurait dû exercer une influence symétrique, le dirham se dépréciant en valeur nominale par rapport à l'euro et s'appréciant face au dollar, la compétitivité-prix des produits marocains favorisée, la charge de la dette allégée. On pourrait donc penser que tant que cette phase d'appréciation durera, l'économie marocaine pourra profiter de nouvelles marges de manœuvre, commerciales et financières, l'effet de ciseaux antérieur devenant cette fois doublement profitable. Ce n'est pas tout à fait le cas, car la composition de la dette extérieure s'est fortement modifiée. En 2001 et 2002 l'euro représentait 43% et 48% respectivement de l'encours de la dette extérieure globale, contre 37% et 40% en 1998 et 1999, la part du dollar pour ces mêmes années n'étant plus que de 38% et 33% (graphique 2).

L'appréciation de l'euro face au dirham depuis fin 2001 restaure la compétitivité, mais, compte tenu de la part désormais prépondérante de la monnaie européenne dans l'encours de

la dette extérieure, elle contribue aussi à l'alourdissement de sa charge, tout comme le faisait le dollar auparavant (depuis avril 2001, le taux de change du dirham s'est déprécié de 11.3% par rapport à l'euro, il s'est apprécié de 13% vis-à-vis du dollar). En outre, puisque ce dernier ne libelle plus qu'un tiers de l'encours de la dette contre 40% quelques années plus tôt, les facilités de remboursement dues à l'appréciation du dirham par rapport au dollar, bien que réelles, s'en trouvent cependant réduites.

**Graphique 2 : Composition en devises de l'encours de la dette extérieure publique\***



\*Source des données : Ministère des finances et de la privatisation, (2003), Rapport sur la situation de la dette extérieure publique en 2002.

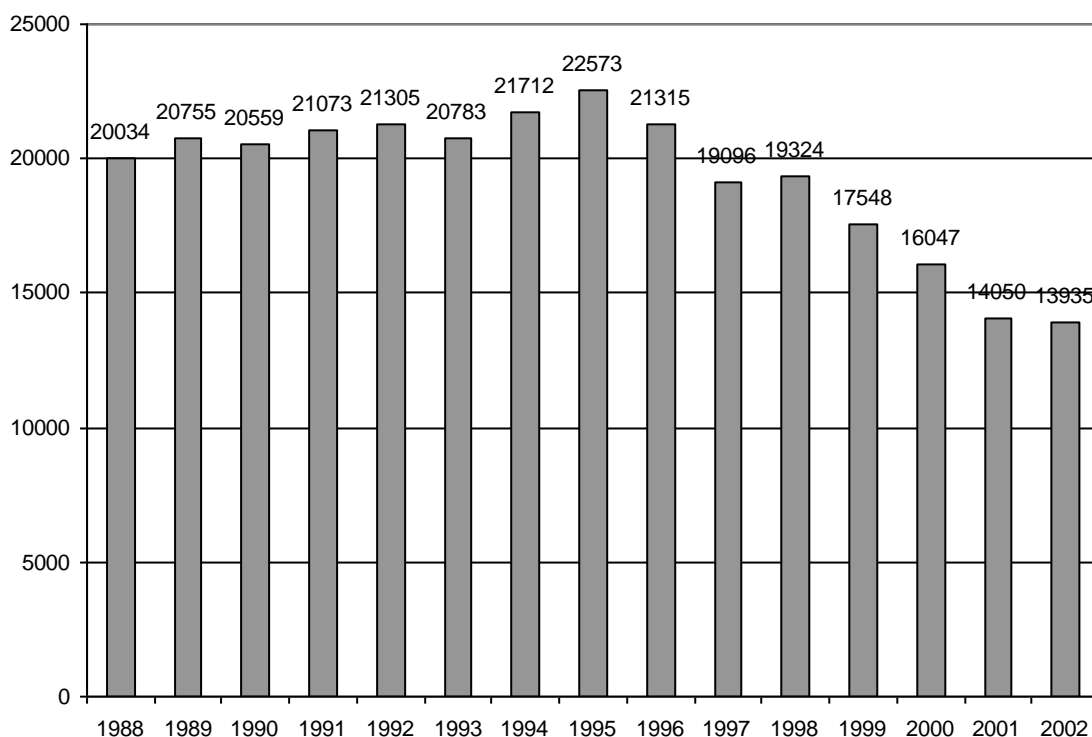
Le problème de la « discordance » entre monnaie de facturation des échanges commerciaux et devise libellant la dette est ici exacerbé. Une monnaie panier confère par construction au taux de change une volatilité réduite vis-à-vis des monnaies qui le composent, mais cette moindre volatilité limite, dans les phases favorables, la capacité de désendettement de l'économie. La charge de la dette s'allège vis-à-vis de la monnaie par rapport à laquelle le panier s'apprécie, et s'alourdit par rapport à la monnaie vis-à-vis de laquelle le panier se déprécie, les parts relatives de chaque monnaie dans le libellé de la dette



extérieure déterminant le solde des ces « balance sheet effects » de signe opposé. Ainsi, la composition en devises du panier et celle de la dette extérieure ne doivent donc pas forcément coïncider. A l'heure actuelle, il vaudrait mieux que le panier de définition du dirham comporte une quantité importante d'euros, et que la dette extérieure du Maroc soit essentiellement libellée en dollar. Le désendettement externe en serait grandement facilité, mais au détriment d'une perte de compétitivité externe.

L'apparition de l'euro ne facilite donc pas la gestion des équilibres externes dans le cas d'un régime de change fondé sur un « currency basket ». Elle aurait même plutôt tendance à la compliquer. En résumé, il semble, à moins que les autorités monétaires marocaines ne puissent fréquemment modifier la composition du panier, que la priorité devrait être accordée à la réduction drastique de la dette extérieure, même si le Maroc est relativement peu endetté. C'est la politique qui a été effectivement choisie comme l'illustre le graphique 3.

*Graphique 3 : Dette extérieure totale du Maroc (en millions de dollars courants)\**



\* Source : Ministère des Finances et de la Privatisation, (2003), Tableau de bord des finances publiques.

La dette publique a été réduite de 12% en 2002, le taux d'endettement extérieur passant de 42.6% à 34.7% du PIB. Cela a été rendu possible notamment grâce à la dépréciation du dollar par rapport au dirham, conséquence de l'appréciation de l'euro par rapport au dollar. Le dirham s'est déprécié de 1.7% par rapport à l'euro de janvier à juillet 2003 (de 2.4% en termes réels), il s'est apprécié de 6% vis-à-vis du dollar sur la même période (12% en termes réels). L'autre évolution marquante de la dette marocaine est la modification de sa composition, tant en termes de devises la libellant, comme nous venons de le voir, qu'en termes de créanciers. Les institutions internationales sont désormais le principal groupe de créanciers avec 41 % de l'encours total (voir : Ministère des Finances et de la Privatisation (2003) pour une analyse détaillée).

Nous allons maintenant présenter une modélisation du currency basket ou panier de monnaies constituant le dirham.

## 2.2. Modélisation du panier de définition du dirham

Notons D le panier des monnaies  $i$  constituant le dirham,  $i=1,\dots,n$ .

$$(1) \quad D = \sum_{i=1}^n q_i M_i$$

où  $q_i$  représente la quantité de monnaie  $M_i$  dans le panier de définition. ( $\sum_{i=1}^n q_i \neq 1$ ). On suppose pour l'instant que ces quantités sont fixes.

A l'aide de la définition (1) on calcule le taux de change à l'incertain de chaque monnaie par rapport au panier. Soit, par exemple, la monnaie  $j$  utilisée comme « numéraire ». Il faut disposer des taux de changes bilatéraux des monnaies  $i$  par rapport à  $j$  et notés  $S_{i,j}(t)$  ( $j$  à l'incertain à la date  $t$ , le taux de change de la monnaie  $j$  par rapport à elle-même étant évidemment égal à l'unité). Le taux de change de  $j$  (à l'incertain) par rapport au panier vaudra :

$$(2) \quad S_{D,j}(t) = q_j \cdot S_{j,j} + \sum_{i \neq j}^{n-1} q_i S_{i,j}(t) \text{ avec } S_{j,j} = 1$$

On répète la même opération pour toutes les monnaies  $i$ , afin d'obtenir leur taux de change par rapport au panier.

On obtient le « poids » des diverses monnaies dans le panier en divisant le terme de droite de l'équation (2) par  $S_{D,j}(t)$ . On obtient :

$$(3) \quad 1 = \frac{q_j}{S_{D,j}(t)} + \sum_{i \neq j}^{n-1} q_i \frac{S_{i,j}(t)}{S_{D,j}(t)} = \frac{q_j}{S_{D,j}(t)} + \sum_{i \neq j}^{n-1} q_i \frac{1}{S_{D,i}(t)}$$

qui montre que la somme des poids est évidemment égale à l'unité. Le poids de chaque monnaie dans le panier est égal à la quantité de cette monnaie dans le panier divisée par le taux de change à l'incertain de cette monnaie par rapport au panier. Le poids de la monnaie  $j$  (numéraire) dans le panier vaudra :

$$(4) \quad \theta_j = \frac{q_j S_{j,j}}{S_{D,j}(t)} = \frac{q_j}{q_j + \sum_{i \neq j}^{n-1} q_i S_{i,j}(t)}$$

Le poids d'une monnaie  $i$  quelconque dans le panier sera :

$$(5) \quad \theta_i = \frac{q_i S_{i,j}(t)}{S_{D,j}(t)}$$

Il apparaît donc que le « poids » d'une monnaie dans le panier n'est pas défini a priori, ce sont les quantités de monnaie qui le sont. Le poids varie en fonction des fluctuations des changes. Les autorités monétaires peuvent intervenir sur les marchés des changes afin d'éviter l'appréciation/dépréciation du panier, mais aussi jouer sur les quantités ou annoncer une nouvelle parité du panier  $S_{D,j}$ . Ceci explique pourquoi on identifie souvent un tel système de panier à du flottement géré, tout au moins à un système de fixité imparfaite.

En choisissant comme numéraire la monnaie  $j$ , il ressort d'après la définition (2), que les variations absolues dans le temps du taux de change de la monnaie panier par rapport à chacun de ses constituants s'expriment comme suit :

$$(6) \quad \frac{dS_{D,j}(t)}{dt} = \sum_{i \neq j}^{n-1} q_i \frac{dS_{i,j}(t)}{dt}$$

Cette équation servira de base à l'estimation économétrique des *quantités* de chaque monnaie contenues dans le panier. L'équation de régression aura la forme :

$$(7) \quad \Delta S_{D,j}(t) = \alpha + \sum_{i \neq j}^{n-1} q_i \Delta S_{i,j}(t) + \varepsilon(t)$$

où  $\varepsilon(t)$  est un bruit blanc. Si les monnaies du panier sont correctement définies et si le Maroc a effectivement adopté un régime d'ancrage fixe par rapport au panier, alors la constante doit être nulle. Dans le cas contraire, cela implique que la bonne équation de définition de la valeur du panier n'est pas l'équation (2) mais la suivante :

$$(2.bis) \quad S_{D,j}(t) = \alpha.t + q_j.S_{j,j} + \sum_{i \neq j}^{n-1} q_i S_{i,j}(t)$$

qui montre que la constante de l'équation de régression (7) correspond en fait au taux de dépréciation de la monnaie par rapport au panier de définition. La politique de change suivie dans ce cas est hybride. Elle combine un régime d'ancrage fixe par rapport à panier de monnaies (basket peg) avec un système de parité glissante par rapport à ce même panier (crawling peg) pour donner un système de parité glissante par rapport au panier (crawling basket peg). Les choses sont parfois encore plus complexes. Comme le montrent Frankel et alii. (2000), il est fort probable que l'ancrage ne soit pas simplement la valeur du panier lui-même, mais plutôt défini comme une zone ou une bande de fluctuation autour de cette valeur.

D'après l'équation (2) ou (2bis) car le résultat suivant est indépendant de l'existence ou non d'un trend linéaire de dépréciation, on montre que les variations relatives du taux de change du panier par rapport au numéraire  $j$  sont de la forme :

$$(8) \quad \frac{dS_{D,j}(t)}{S_{D,j}(t).dt} = \sum_{i \neq j}^{n-1} q_i \frac{dS_{i,j}(t)}{S_{i,j}(t).dt} \frac{S_{i,j}(t)}{S_{D,j}(t)}$$

et en introduisant la définition (5) des pondérations de chaque monnaie dans l'équation (8), on obtient :

$$(9) \quad \frac{dS_{D,j}(t)}{S_{D,j}(t).dt} = \sum_{i \neq j}^{n-1} \theta_i \frac{dS_{i,j}(t)}{S_{i,j}(t).dt}$$

Les variations relatives du taux de change du panier exprimé par rapport au numéraire  $j$  sont égales à la somme des variations relatives des taux de change bilatéraux de chaque monnaie par rapport au numéraire, variations pondérées par le poids de chacune de ces monnaies dans le panier. L'équation (9) sera utilisée comme équation de définition afin d'estimer le *poids* de chacune des monnaies dans le panier.

### 3. Estimation empirique de la politique de change

Le modèle économétrique d'un currency basket, dont on trouvera une formulation équivalente chez Frankel et alii (2001), dérivé de l'équation (2.bis) qui précède, peut être formulé comme suit :

$$(10) \quad S_{D,j}(t) = \alpha + \beta \cdot t + \sum_{i=1}^n q_i S_{i,j}(t) + \varepsilon_t$$

où  $S_{D,j}(t)$  est le taux de change (à l'incertain) du dirham contre le numéraire ;  $t$  un terme de tendance qui se justifie dès lors que la banque centrale décide d'un glissement de sa monnaie (*crawling*) dont le taux sera donné par  $\beta$  ; le panier étant défini donc comme une combinaison linéaire des devises  $i$  qui entrent dans sa composition pour des quantités  $q_i$  telles que nous les avons précédemment définies dans l'équation (1).  $\varepsilon$  est le terme d'erreur qui remplit les propriétés standards.

Ce modèle va être estimé en deux temps. Dans une première étape, on procède à une estimation classique dans laquelle les coefficients de régression sont constants. Dans une seconde étape, et après avoir mené une étude de la stabilité du modèle, on utilisera des méthodes récursives dans lesquelles les coefficients estimés de la régression sont variables.

#### 3.1. Estimation économétrique à coefficients de régression constants

Pratiquer une estimation du panier à paramètres de régression constants fournit la valeur moyenne (en pourcentage) sur la période d'observation des pondérations de chaque monnaie entrant dans la composition du panier. En outre, cela revient à admettre qu'un éventuel glissement de la parité se fait à taux constant sur cette même période. Cette hypothèse permet également d'estimer les quantités de monnaies qui composent le panier.

##### 3.1.1 La détermination de la composition du panier

Dans la mesure où la composition du panier est tenue secrète, la première étape de ce travail a pour objet d'isoler les monnaies qui le constituent. Pour cela, sachant que les taux de change des différentes monnaies contre le numéraire se comportent comme des marches aléatoires<sup>1</sup>, la mise en évidence d'une relation de cointégration entre le taux de change du dirham et un ensemble de taux de change représentant les principales devises internationales sera le signe que les monnaies retenues sont bien celles qui composent le panier. Dans la mesure où il est possible que le rattachement à un panier s'accompagne d'une stratégie de glissement de la parité du dirham, on estimera à la fois une relation de cointégration simple et une relation avec trend. Pour cela, on s'appuiera principalement sur la méthode de Johansen-Jesulius, complétée par la méthode des résidus de Engle-Granger.

---

<sup>1</sup> Ceci a été vérifié à partir de tests de racine unitaire non présentés ici.

Nous distinguerons évidemment deux périodes, l'une antérieure et l'autre postérieure à la mise en place de l'euro.

#### A. La période 1973-1998.

Dans un premier temps nous avons retenu comme candidats potentiels au panier de dirham les monnaies suivantes : le franc français, le mark allemand, la lire italienne, la peseta espagnole, le dollar américain, la livre anglaise, le yen japonais, le franc suisse et le dollar canadien. Tous les taux de change sont exprimés par rapport à un numéraire commun, le DTS.

**Tableau 1 : Estimation de l'équation de cointégration du Dirham  
Période 1973 :04-1998 :12**

	<i>Johansen-Juselius(1)</i>				<i>Engle-Granger</i>			
Modèles	1	2	3	4	5	6	7	8
<i>Variables</i>								
Franc Fr.	1.8498	1.8234	2.3856	1.5171	1.5956 (17.96)	1.3684 (18.01)	1.5279 (14.62)	1.1145 (13.9)
Lire	-0.0094	-0.0066	-0.0071	-0.0051	-0.0002 (-0.44)	-0.0017 (-4.91)	-0.0009 (-2.45)	-0.0031 (-9.54)
Mark	2.6969	3.0609	2.3588	4.1573	0.9418 (4.18)	1.7700 (8.89)	1.1140 (4.27)	2.4481 (11.86)
Peseta	0.1152	0.0729	0.0935	0.0329	0.0198 (3.76)	0.0119 (2.72)	0.0209 (4.06)	0.0097 (2.53)
Dollar	27.3569	21.7107	28.8744	16.3192	13.4327 (22.49)	9.9381 (17.27)	13.0088 (18.82)	7.9331 (13.42)
Yen			0.0062	-0.0109			-0.0001 (-0.06)	-0.0047 (-2.67)
Livre			-2.8546	1.4694			4.0315 (5.80)	5.4941 (10.70)
Trend		0.0121		0.0171		0.0205 (11.85)		0.0245 (16.37)
Constante	-47.8923		-52.2929		-24.1368 (-17.33)	-20.5679 (-17.27)	-25.3194 (-13.72)	-19.1779 (-13.75)
$R^2$ ajusté					0.96	0.97	0.96	0.98
Stat. DF					-3.30	-3.10	-3.37	-4.02
Z(t)					-3.57	-3.42	-3.72	-4.59*
ADF(2)					-3.45	-3.18	-3.91	-4.95**
Stat. de Durbin-					0.140	0.140	0.142	0.21**

(1) Les résultats détaillés de l'estimation par la méthode de Johansen-Juselius sont fournis en annexe .

(2) On donne les statistiques des tests de Dickey-Fuller (DF), de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) et de Phillips-Perron (Z(t)), pour les résidus des relations de cointégration. Les valeurs critiques pour ces tests sont tirées de Phillips et Ouliaris (1990).

\*\* et \* indiquent que l'hypothèse nulle de racine unité dans les résidus est rejetée (ou encore que les résidus sont stationnaires), aux seuils de 5% et 10 % respectivement

---

Le tableau 1 présente les principaux résultats obtenus dans la recherche de relations de cointégration<sup>2</sup>. La méthode de Johansen permet de conclure à l'existence de relations de cointégration avec la plupart des devises et admet de plus la présence d'un trend. Les tests de Engle-Granger confirment cette relation pour le modèle le plus complet. La présence d'un trend montre que dirham a fait l'objet d'une dépréciation nominale en glissement destinée à compenser le différentiel d'inflation entre le Maroc et ses principaux partenaires commerciaux.

C'est l'existence d'une relation de cointégration qui confirme l'appartenance de chaque monnaie au panier. Toutefois, l'estimation ne fournit pas vraiment les **quantités** de chaque monnaie dans l'équation de définition (1) du dirham qui, elle, ne peut être estimée. On notera en effet que certains coefficients estimés de la relation de cointégration sont négatifs. Il ne faut pas en déduire que les quantités elles-mêmes le sont. Ces quantités (moyennes sur la période) peuvent être déduites de l'estimation du modèle exprimé en taux de croissance, d'après l'équation (9). En effet, les coefficients  $\hat{\theta}_i$  obtenus représentent la pondération (moyenne) en pourcentage des différentes devises. Connaissant cette valeur estimée  $\hat{\theta}_i$ , il est possible de calculer la quantité (moyenne)  $q_i$  de monnaie i dans l'équation de définition du dirham à l'aide de l'équation (5).

#### B. La période 1999-2003.

Quelles sont les répercussions de l'adoption de l'euro sur la politique de change du Maroc, en particulier sur la définition du panier ? La comparaison des résultats obtenus sur la période 1999-2003 avec ceux de la période antérieure permet de répondre à cette question. La modification peut être purement technique, sans conséquence sur la valeur du dirham. Mais elle peut aussi être l'occasion de modifier les quantités relatives des diverses monnaies.

---

<sup>2</sup> Les estimations réalisées en introduisant le franc suisse et le dollar canadien donnent toujours des résultats décevants. Ils n'ont donc pas été reportés ici.

**Tableau 2 : Estimation de l'équation de cointégration du Dirham  
Période 1999 :01-2003 :05**

Modèles	<i>Johansen-Juselius(1)</i>		<i>Engle-Granger</i>	
	9	10	11	12
<i>Variables</i>				
Euro	4.7039	-12.5244	6.3514 (5.62)	3.2381 (1.72)
Livre	-8.3649	-8.5104	-3.5169 (-1.78)	-4.0766 (-2.11)
Franc Suisse	-2.7673	8.3295	-2.0288 (-4.61)	-0.0614 (-0.0579)
Dollar	-12.5963	-15.9292	-3.8599 (-3.12)	-5.0177 (-3.78)
Trend		0.0440		0.0091 (2.02)
Constante	37.2167		17.6689 (5.94)	16.3992 (5.56)
$R^2$ ajusté			0.84	0.85
Stat. DF			-3.37	-3.13
Z(t)			-2.89	-3.27
ADF(2)			-3.48	-3.28
Stat. de Durbin- Watson			0.65**	0.71**

(1) Les résultats détaillés de l'estimation par la méthode de Johansen-Juselius sont donnés dans l'annexe .

(2) On donne les statistiques des tests de Dickey-Fuller (DF), de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) et de Phillips-Perron (Z(t)), pour les résidus des relations de cointégration. Les valeurs critiques pour ces tests sont tirées de Phillips et Ouliaris (1990).

\*\* et \* indiquent que l'hypothèse nulle de racine unité dans les résidus est rejetée (ou encore que les résidus sont stationnaires), aux seuils 5% et 10 %.

### 3.1.2. Estimation de la pondération des monnaies dans le panier

Pour estimer les pondérations, on exprime le modèle en différence, soit

$$(12) \quad \Delta \text{Log} S_{D,j}(t) = \delta + \sum_{i=1}^m \theta_i \Delta \text{Log} S_{i,j}(t) + \eta(t)$$

où  $\eta$  est le terme d'erreur. Si le panier est correctement défini, on doit avoir  $\sum_{i=1}^m \theta_i = 1$ .

De plus, l'hypothèse de glissement de la parité mise en évidence par la présence d'un trend dans la relation de cointégration impose que  $\delta > 0$ .

A partir des relations de cointégration analysées plus haut, on estime ce modèle par les moindres carrés, sur la période 1973-1998 et sur la période 1999-2003.

A- Avant l'adoption de l'Euro.

On ne présente dans le tableau 3 que les estimations économétriques pertinentes. En effet, dans aucun modèle les taux de change de la livre, du yen, du franc suisse et du dollar canadien n'ont un impact significativement différent de zéro. En revanche les autres taux de change ont toujours des coefficients significatifs, et avec le signe attendu. Ainsi, on obtient des poids (coefficients estimés) d'environ 40% pour le franc français, 11% pour la lire, 17% pour le mark, un peu de 7% pour la peseta et autour de 25% pour le dollar. Au total, les monnaies de la zone Euro entrent pour 75% dans le panier et le dollar américain pour 25%.

Un résultat remarquable est que ces estimations sont similaires dans le modèle contraint (somme des poids égale à l'unité) et dans le modèle non contraint, ce qui permet d'être assez confiant sur la composition du panier, telle qu'elle est estimée. D'autre part, le fait que la constante soit significative confirme l'hypothèse de glissement du dirham qui s'est déprécié en moyenne de 0.2% par mois sur la période.

On peut donc interpréter la politique de change du Maroc comme une politique de panier de monnaies avec glissement (*crawling basket*).

Si on parvient à caractériser assez bien la politique de change du Maroc avant la mise en place de l'euro, quels changements ont-ils été induits par l'apparition de la monnaie européenne, d'autant que le poids des monnaies de la zone Euro était dominant avant 1999 ?



**Tableau 3 : Estimation des pondérations dans le panier du Dirham : 1973 :04-1998 :12**

	1	2
	Modèle non contraint	Modèle contraint
<i>Monnaies</i>		
Franc Français	0.4014 (7.54)**	0.3975 (7.62)**
Lire	0.1137 (3.22)**	0.1119 (3.20)**
Mark	0.1747 (3.39)**	0.1667 (3.55)**
Peseta	0.0763 (2.52)**	0.0737 (2.50)**
Dollar	0.2647 (5.49)**	0.2482 (11.80)**
Constante	0.0020 (3.16)**	0.0020 (3.20)**
Somme des coefficients	1.0328	1
$R^2$ ajusté	0.50	0.50
Statistique de Durbin-Watson	1.77	1.77
** significatif au seuil de 5% (les valeurs entre parenthèses représentent les $t$ de Student).		

## B- La période Euro.

Comme précédemment, on a choisi d'estimer plusieurs versions du modèle avec maintenant l'Euro, le dollar américain, le Franc suisse, la livre, le dollar canadien et le yen. Sans surprise les coefficients du dollar canadien et du yen sont le plus souvent de signe contraire et toujours non significativement différents de zéro. Restent donc l'euro, le dollar américain, le franc suisse et la livre. C'est en effet pour ces quatre devises que les coefficients ont le signe positif attendu.

L'estimation des deux modèles donne des résultats sensiblement différents de ceux observés avant la mise en place de l'euro.

.1- Dans le modèle non contraint seul le coefficient de l'euro est significatif. Mais il convient de noter que le poids de l'euro tombe à 48% contre 75% pour les monnaies de la zone avant 1999. De plus la somme des coefficients n'est plus proche de l'unité mais de 67% seulement.

2- Dans le modèle contraint, les coefficients de l'euro et du dollar sont significatifs, alors que pour la livre, on a une statistique  $t$  de 1.34, ce qui correspond, dans ce cas, à un seuil de significativité de 15%. Certes, ces estimations ne sont pas totalement satisfaisantes d'un point de vue statistique, mais elles montrent un changement significatif ; pour l'euro qui ne compte plus que pour 56% ; pour la livre et le franc suisse dont les coefficients étaient

proches de zéro et non significatifs (cf. annexe ). Le poids du dollar passe de 25% à 29% dans ce modèle.

3- Enfin, la constante n'est jamais significative, ce qui signifie qu'il n'y a plus de politique de glissement du dirham.

Par conséquent, il apparaît clairement qu'un changement de stratégie est survenu après la disparition des principales monnaies européennes. D'un côté leur influence s'est réduite au profit des monnaies européennes hors zone euro, la livre sterling notamment, sans que le dollar profite réellement de ce changement. De l'autre, la réussite de la politique de lutte contre l'inflation (cf. graphique ), menée par les autorités monétaires du Maroc, a permis d'éviter une dépréciation continue du dirham.

**Tableau 4 : Estimation des pondérations dans le panier du Dirham  
1999 :01-2003 :05**

	1	2
	Modèle non contraint	Modèle contraint
<i>Monnaies</i>		
Euro	0.4785 (2.98)**	0.5658 (4.11)**
Livre	0.0642 (0.77)	0.1012 (1.34)
Franc Suisse	0.0387 (0.28)	0.0399 (0.29)
Dollar	0.1477 (0.99)	0.2930 (5.01)**
Constante	0.0642 (0.08)	0.00007 (0.06)
Somme des coefficients	0.67	1
$R^2$ ajusté	0.46	0.46
Statistique de Durbin-Watson	1.85	1.82
** significatif au seuil de 5% (les valeurs entre parenthèses représentent les $t$ de Student).		

### 3.2. Estimation des pondérations variables

On a supposé jusque là que la composition du panier restait inchangée sur la période. Cela revient à dire que les autorités n'ont pas modifié leur stratégie de change durant la période. Cette hypothèse paraît peu vraisemblable compte tenu des changements survenus dans la politique économique du Maroc. On se propose donc d'en tester la pertinence.

### 3.2.1. La stabilité de la composition du panier

Pour tester la stabilité du panier, on utilise la méthode récursive suggérée par Hansen et Johansen (1993), appliquée successivement aux modèles 1 (sans trend) et 2 (avec trend) du tableau . Le test est construit sous deux représentations du modèle VAR. Dans la *représentation-Z*, tous les paramètres du modèle (cf. équation de l'annexe 1) sont réestimés durant chaque procédure récursive, tandis que dans la *représentation-R*, les paramètres de court terme,  $\Gamma_i, i = 1 \dots k$ , sont fixés à leurs valeurs de plein échantillon, tandis que sont réestimés les seuls paramètres de long terme. Trois tests sont proposés par Hansen et Johansen. On ne retient ici que le test de constance de  $\beta$  (cf. Hansen et Juselius, 199 p77 pour une présentation détaillée), qui permet de tester l'hypothèse de constance de l'espace de cointégration pour un rang de cointégration donné.

Pour mener à bien ce test, on s'appuie sur un ratio de vraisemblance qui est construit en comparant la fonction de vraisemblance de chaque estimation récursive sur les sous échantillons avec la fonction de vraisemblance estimée sur l'ensemble de la période. La statistique est distribuée asymptotiquement comme un  $\chi^2$  à  $(p-r).r$  degrés de liberté. Cette statistique est normalisée à la valeur 1, au seuil de 5%. On a respectivement BETA\_Z et BETA\_R pour les deux représentations. Pour toute valeur de la statistique supérieure à l'unité, l'hypothèse nulle de stabilité de la relation de cointégration sera rejetée.

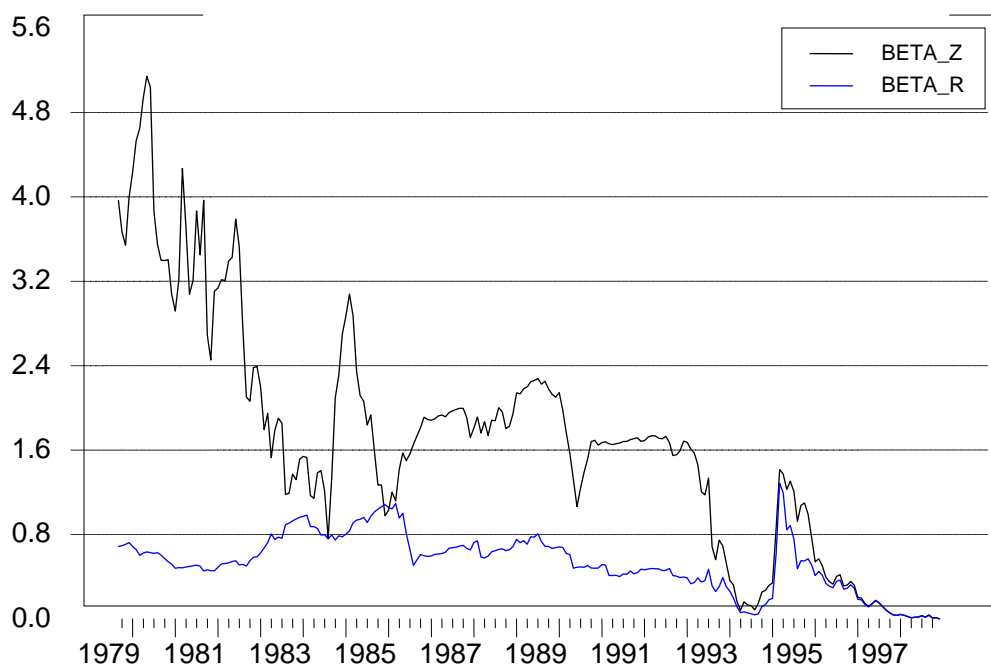
#### La période 1973-1998

Ainsi, pour le modèle sans trend, l'hypothèse de stabilité est remise question pour la *représentation\_Z* sur presque toute la période, à l'exception des sous périodes 1984-1986 et 1993-1998. En revanche, pour la *représentation\_R*, l'hypothèse nulle n'est rejetée que pour les années 1985-1986 et 1995.

Si on s'intéresse au modèle avec trend, les deux représentations conduisent au rejet de la stabilité sur l'essentiel de la période. Le modèle n'est stable que de 1996 à 1998 pour la première représentation, et de 1993 à 1998 pour la seconde.

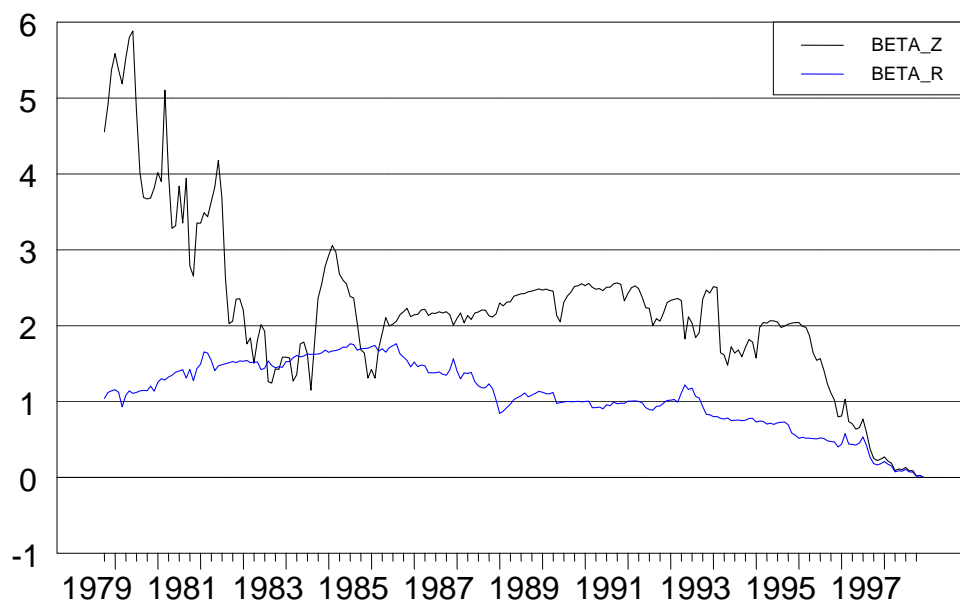
Quelque soit le modèle, l'hypothèse de stabilité, c'est-à-dire de constance des poids dans le portefeuille du Dirham, ne peut pas être retenue pour l'ensemble de la période 1973-1998. Aussi, on va procéder à une réestimation de ces poids en appliquant la méthode des moindres carrés récursifs.

**Modèle avec constante : Test de constance de Beta  
Période 1973-1998**



**1 : valeur critique au seuil 5 %**

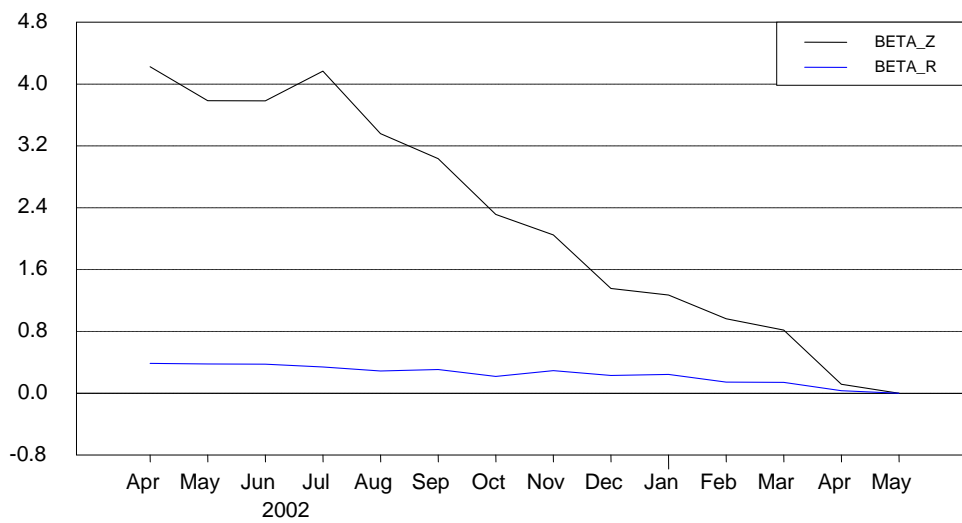
**Modèle avec trend : Test de constance de Beta  
Période 1973-1998**



**1 : valeur critique au seuil 5 %**

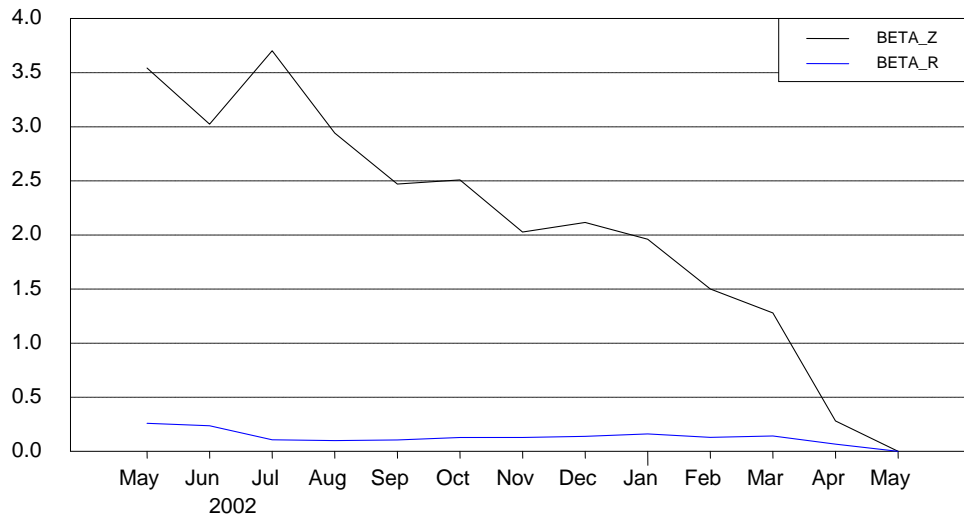
La période 1999-2003

**Modèle avec constante : Test de constance de Beta  
Période Euro**



**1 : valeur critique au seuil 5 %**

**Modèle avec trend : Test de constance de Beta**  
**Période Euro**



**1 : valeur critique au seuil 5 %**

### 3.2.2. Evaluation des changements dans le contenu du panier

Lorsqu'on fait l'hypothèse de paramètres variables, le modèle (3.3) devient

$$\Delta \text{Loge}_t = \delta_t + \sum_{i=1}^m \theta_{i,t} \Delta \text{Loge}_{i,t} + \eta_t \quad (3.4)$$

A l'aide de la méthode des moindres carrés récursifs, on estime les  $\theta_{i,t}$  et  $\delta_t$ . On donne une représentation graphique de leurs évolutions sur les deux périodes, avant la mise en place du SME et après 1999.

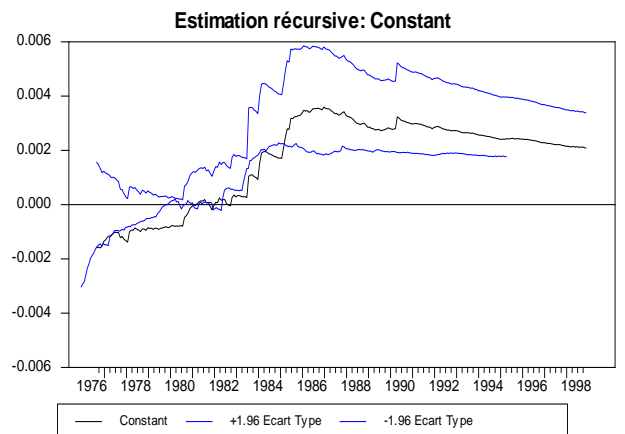
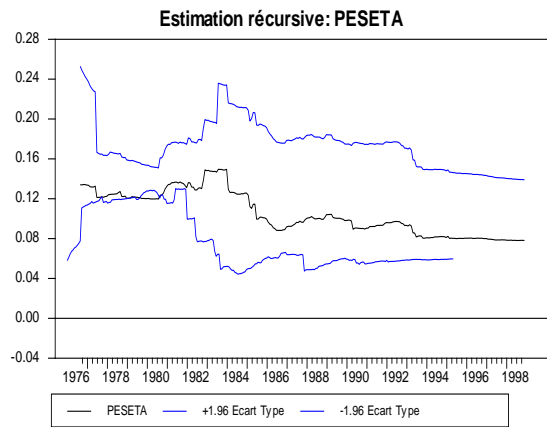
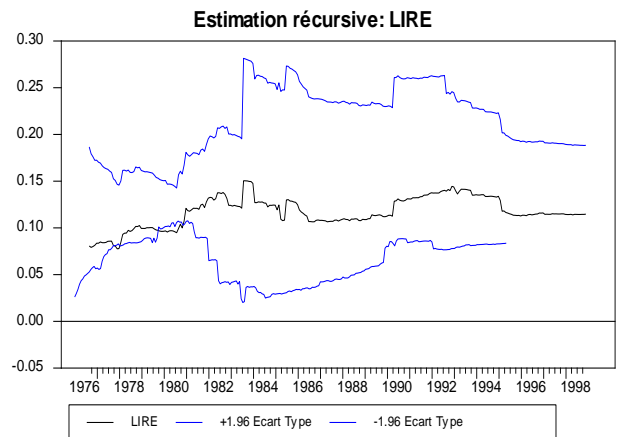
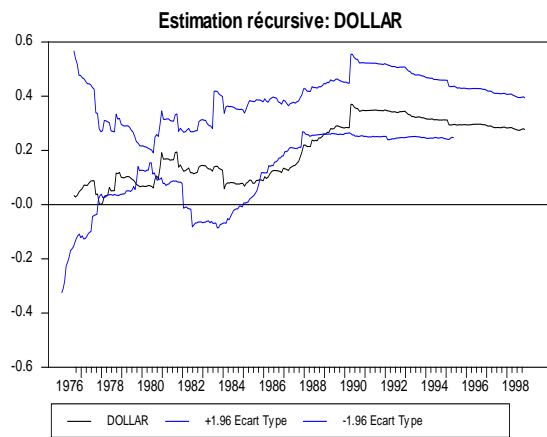
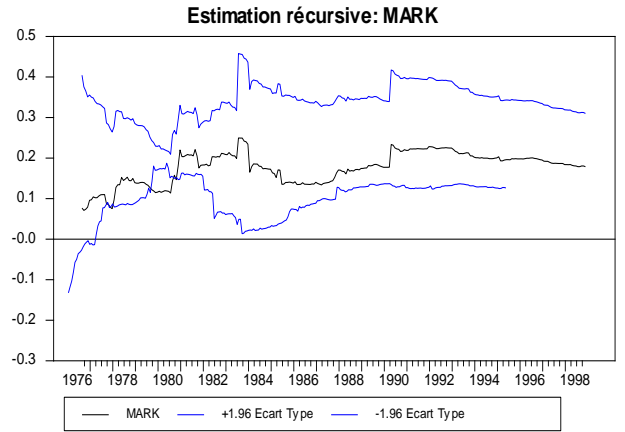
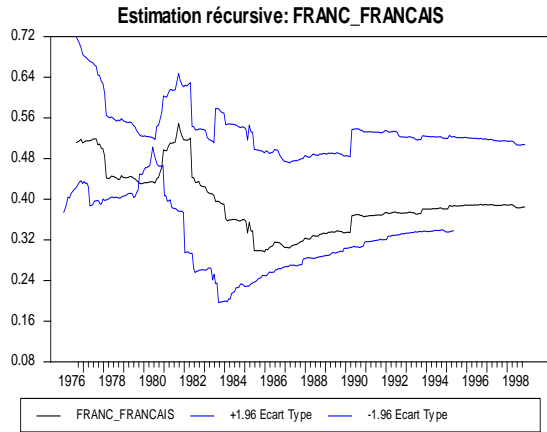
#### A- Avant l'adoption de l'Euro

Les graphiques suivants rendent compte des évolutions des pondérations sur la période précédant l'euro. Ils permettent de mettre en évidence des changements importants dans la composition du panier du dirham.

1. Du milieu des années 1970 au milieu des années 1980, on remarque une réduction importante du poids du franc français qui est passé de près de 55% à un peu moins de 40%. Ceci a surtout profité au dollar américain, dont la pondération est montée à plus de 30%, et à un degré moindre au mark et à la lire.

2. Sur les années 1980 et 1990, le poids de la lire et du mark ont peu changé, tandis que l'influence de la peseta s'est faiblement mais régulièrement réduite.

3. Enfin, l'évolution du terme constant révèle une stratégie claire de dépréciation nominale du dirham entre le milieu des années 1970 et le milieu des années 1980, que l'on peut expliquer par la volonté du Maroc, victime d'une inflation plus élevée que celle de ses principaux partenaires commerciaux, de préserver sa compétitivité prix (taux de change réel effectif). Par la suite, la stabilisation de l'inflation à partir du plan d'ajustement structurel n'impose plus cette dérive du change.





## B- La période Euro

Même s'il est peu probable que des changements importants soient survenus sur une période aussi courte, l'estimation des pondérations variables permet de conforter certaines remarques faites plus haut.

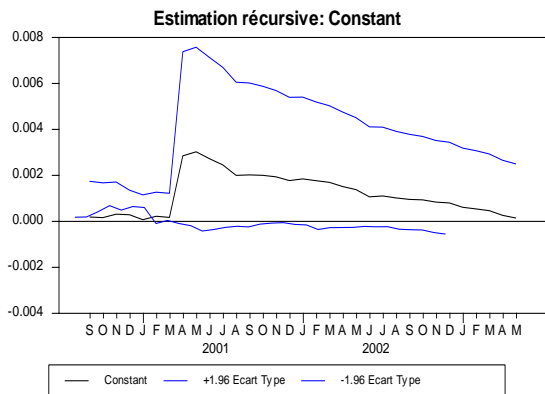
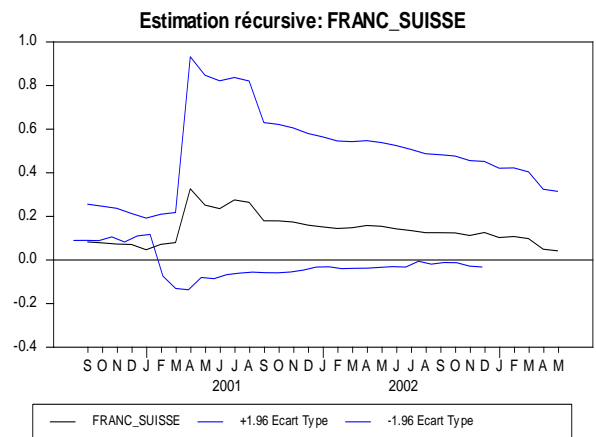
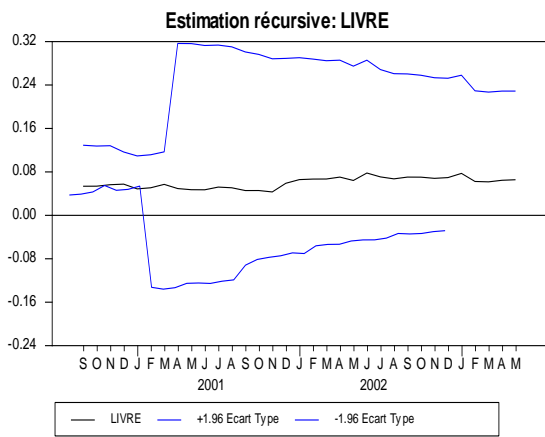
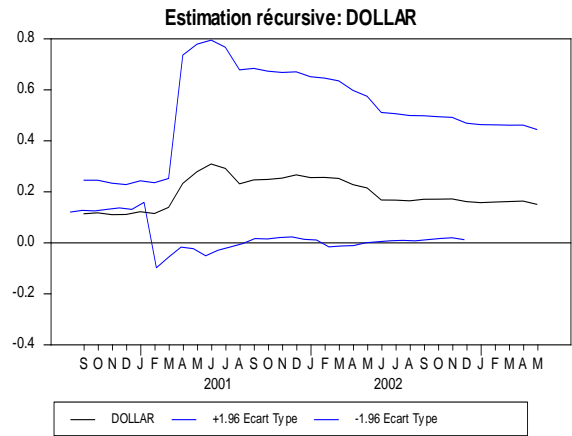
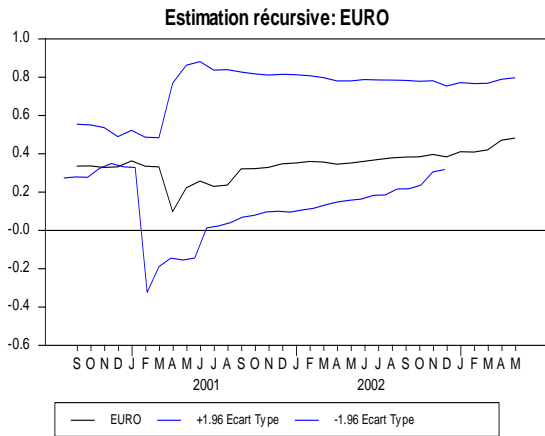
1. En premier lieu, le poids de l'euro après avoir chuté en 2001 en dessous de 20%, ce qui a profité au dollar et au franc suisse, est remonté par la suite et a tendance à s'accroître régulièrement pour atteindre les 50 % en fin de période.

2. En deuxième lieu, l'influence du franc suisse qui était estimée à plus de 20% en 2001 est retombée à un niveau très faible, moins de 5%, en fin de période.

3. En troisième lieu, et c'est une différence importante avec ce qui a été observé avant 1999, la pondération de la livre sterling se maintient à un niveau remarquablement stable, autour de 8%.

4. Enfin, la politique de glissement du taux de change a clairement été abandonnée par les autorités marocaines, ce qui est révélé par un terme constant qui tend vers zéro.

L'observation des pondérations en fin de période semble confirmer que le Maroc s'est progressivement orienté vers un panier à trois monnaies, le dollar l'euro et la livre sterling.



## 5. Conclusion

L'intégration monétaire euro-méditerranéenne est le résultat le plus souvent de l'intégration commerciale, mais elle peut aussi en constituer un des moteurs. Dans le cas du Maroc comme dans la plupart des PSM, l'arrimage à l'euro peut sembler naturel. La question qui se pose concerne la pertinence du système de cotation du dirham marocain fondé sur un panier de devises. Le réaménagement de 2001 des pondérations dans la corbeille des devises auquel le dirham est indexé a été obtenue après une rude bataille menée par le lobby des exportateurs de textile dans un contexte de concurrence exacerbée et d'appréciation du dirham de 9% par rapport à l'euro depuis 1999. Cependant, les réductions tarifaires sur les produits importés qui concurrencent les biens produits localement, suite à l'accord d'association avec l'U.E, pourraient jouer un rôle d'accélérateur du démantèlement tarifaire entamé en 1996, date de signature de la ZEL Maroc-U.E. Etant donné le retard accumulé dans le programme de « mise à niveau » des entreprises marocaine, cette accélération pourrait accentuer les effets négatifs de la ZLE en augmentant le nombre d'entreprises marocaines peu compétitives et qui sont appelées à disparaître.

A travers ce papier, nous avons pu estimer les poids relatifs de chaque monnaie étrangère dans le panier de devises composant le dirham pour la période 1973-2003 sur des données mensuelles. Nous avons montré qu'avant l'avènement de l'euro, les politiques de change du Maroc était basées sur une *crawling basket* (panier avec glissement). Globalement, ce panier reflète assez bien la répartition géographique des échanges extérieurs du pays, mais aussi tient-elle compte des libellés de la dette. Après 1999, la politique de change s'est modifiée pour tenir compte de la nouvelle donne concernant la naissance de l'euro. La politique du glissement du dirham a été abandonnée. Pour avoir plus de marge de manœuvre et de flexibilité les autorités monétaires marocaines ont introduit dans le panier d'autres monnaies, en particulier la Livre sterling, qui n'apparaissaient pas jusqu'à cette date. Pour tenir compte de l'intégration croissante du Maroc à l'U.E., la Banque centrale a réaménagé le panier de référence en faveur de l'euro. De même la composition de la dette a changé et le poids de l'Europe s'est renforcé.

Le Maroc a fait preuve de beaucoup de prudence dans la gestion de sa monnaie, ce qui s'est traduit par une convergence de l'inflation avec celle observée dans les pays développés. D'aucuns reprochent aux autorités monétaires de manquer de dynamisme dans la gestion de la monnaie nationale. De 1991 à 2001, la monnaie marocaine s'est apprécié de 21% en valeur effective réel, ce qui a baissé la compétitivité marocaine, alors que des pays concurrents du Maroc ont subi des dévaluations réelles (la Chine et la Thaïlande, par exemple). Bouoiyour et al (2003) ont bien montré la risque de persistance du mesalignement (half-life). Il n'est pas inutile de discuter de ce problème.

Pour choisir un régime de change adéquat – même si la question de ce choix paraît délicate et on ne dispose de consensus parmi les économistes ni de réponses universelles – le Maroc doit tenir compte de l'augmentation éventuelle des entrées de capitaux potentiellement volatils (entrées touristiques, transfert des travailleurs marocains à l'étranger, opérations de privatisation,...) et leur canalisation.

Des régimes plus flexibles seraient peut-être plus adéquats pour aider le Maroc à faire face aux chocs externes et aux entrées massives de capitaux. Ceci est d'autant plus vrai que le marché du travail marocain est soumis à une forte pression de l'offre comme le mentionne le dernier recensement de la population et l'enquête nationale sur la population active en milieu urbain (Bouoiyour, 2003). Cette situation est due à la jeunesse de la population (35% de la

population a moins de 14 ans) et à l'existence d'une forte offre de main-d'œuvre féminine et même d'enfants. Malgré l'abondance de l'offre du travail, le marché du travail se caractérise par sa forte rigidité. Il faudrait mentionner que la population est mal formée et largement sous-qualifiée. Le système de formation se développe dans une rationalité qui lui est propre et semble déconnecté du système productif. Cette rigidité du marché du travail et des salaires conjuguée à une position budgétaire fragile pourraient remettre en cause l'utilisation du système de change marocain.

## BIBLIOGRAPHIE

AGLIETTA M., BAULANT C., MOATTI S. (2003), « Exchange Rate Management in Central Europe and the Debate on Exchange Rate Regimes », *Revue Economique*, vol. 54, n°5, pp. 963-982.

BANQUE MONDIALE (2002), « Moroccan manufacturing sector at the turn of the century », FACS-MOROCCO 2002.

Bénassy-Quéré A., (1999), « Optimal Pegs for East Asian Countries », *Journal of the Japanese and International Countries*, 13, pp. 44-60.

BLINDER A. (2000), « Verifiability and the Vanishing Exchange Rate Regime. Comment and Discussion », in S. Collins and R. Rodrik (eds.), *Brookings Trade Forum 2000: Policy Challenges in the Next Millenium*, Washington DC, Brookings Institution.

BORDO M. D. (2003), « Exchange Rate Regime Choice in Historical Perspective », *IMF Working Papers*, WP/03/160.

BOUOYOUR, J. (2003), « Système National d'Innovation au Maroc », *Critique Economique*, 9, pp. 27-54.

BOUOYOUR J., REY S., MARIMOUTOU V. (2003), « Taux de change réel d'équilibre et politique de change au Maroc: une approche non paramétrique », *Economie Internationale*. n° : 97 (2004), pp. 81-104. .

BUBULA A., ÖTKER-ROBE I. (2002), « The Evolution of Exchange Rate Regimes Since 1990: Evidence from De Facto Policies », *IMF Working Paper*, WP/02/155.

CALVO G. A., REINHART C. H. (2000), « Fixing for your Life », in S. Collins and R. Rodrik (eds.), *Brookings Trade Forum 2000: Policy Challenges in the Next Millenium*, Washington DC, Brookings Institution.

CALVO G. A., REINHART C. H.. (2002), « Fear of Floating », *Quarterly Journal of Economics*, 117, pp. 379-408.

CHIU P. (2003), « Transparency Versus Constructive Ambiguity in Foreign Exchange Intrevention », *BIS Working Papers*, n°144.

EICHENGREEN B. (1994), *International Monetary Arrangements for the 21<sup>st</sup> Century*. Brookings.

EICHENGREEN B. (1999), *Toward a New International Financial Architecture: A Practical Post-Asia Agenda*, Washington, Institute for International Economics.

EICHENGREEN B., HAUSMANN R. (1999), « Exchange Rates and Financial Fragility », *NBER Working Paper*, n° 7418.

FISCHER S. (2001), « Exchange Rate Regimes: Is the Bipolar View Correct? », *Journal of Economic Perspectives*, vol 15, n°2, pp. 3-24.

FRANKEL J. A., SCHMUKLER S. L., SERVÉN L. (2000), « Verifiability and the Vanishing Exchange Rate Regime », in S. Collins and R. Rodrik (eds.), *Brookings Trade Forum 2000: Policy Challenges in the Next Millenium*, Washington DC, Brookings Institution.

FRANKEL J. A., FANJZYLBER E., SCHMUKLER S. L., SERVÉN L. (2001), « Verifying Exchange Rate Regimes », *Journal of Development Economics*, vol.66, pp. 351-386.

HENSEN H., JOHANSEN S. (1993) « Recursive Estimation in Cointegrated VAR-Models », Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen.

LARRAIN F. B., VELASCO A. (2001), « Exchange Rate Policy in Emerging Market Economies: The Case of Floating », *Essays in International Economics*, n°224, International Economics Section. Department of Economics, Princeton University, Princeton NJ.

LEVY-YEYATI E., STURZENEGGER F., (2002), « Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds vs.Words », Mimeo.

LEVY-YEYATI E., STURZENEGGER F., (2003), « To Float or to Fix: Evidence on the Impact of Exchange Rate Regimes on Growth », *The American Economic Review*, vol.93, n°4, pp. 1173-1193.

OBSTFELD M., ROGOFF K. (1995), « The Mirage of Fixed Exchange Rates », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, n°4, pp. 73-96.

RAMKISHEN R. S. (2002), « Exchange Rate Policy Options for Post-Crisis Southeast Asia: Is There a Case for Currency Baskets? », *The World Economy*, vol. 25, n°1, pp. 137-163.

REINHART C., ROGOFF K.S. (2002), « The Modern Theory of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation », *NBER Working Paper*, N°8963.

VELASCO A. (2000), « Verifiability and the Vanishing Exchange Rate Regime. Comment and Discussion », in S. Collins and R. Rodrik (eds.), *Brookings Trade Forum 2000: Policy Challenges in the Next Millenium*, Washington DC, Brookings Institution.

Williamson J. (2001), « The Case for Basket, Band and Crawl (BBC) Regime for East Asia », in D. Gruen and J. Simon (eds.), *Future Directions for Monetary Policies in East Asia*, Reserve Bank of Australia, pp. 97-109.

## Annexe 1 : L'estimation du modèle de de Johansen-Jesulius

Le modèle de Johansen s'écrit comme un vecteur autorégressif de dimension  $p$  ;

$$(A.1) \quad \Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \mu + \delta \cdot D + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T,$$

où  $z_t$  est un vecteur  $p \times 1$  de variables stochastiques,  $D$  est un vecteur de variables non stochastiques,  $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T$  sont des bruits blancs  $N(0, \Sigma)$ , et  $T$  est le nombre d'observations.

Les paramètres  $(\Gamma_1, \dots, \Gamma_{k-1}, \delta)$  rendent compte des ajustements de court terme.

S'il existe des relations de cointégration, c'est-à-dire des combinaisons linéaires stationnaires de variables non stationnaires, le modèle se réécrit sous forme de correction d'erreur comme,

$$(A.2) \quad \Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-1} + \mu + \delta \cdot D + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T$$

L'hypothèse de cointégration  $H_1(r)$  est formulée comme un rang réduit de la matrice  $\Pi$ .

$$(A.3) \quad H_1(r) : \Pi = \alpha \beta'$$

où  $\alpha$  et  $\beta$  sont des  $p \times r$  matrices de plein rang. La cointégration implique que  $\beta' z_t$  est stationnaire,  $\beta$  représentant le vecteur des relations de cointégration.

### Modèle 1

		r=0	r=1	r=2	r=3	r=4			
$\lambda_{trace}$		130.68*	75.62*	45.55	23.99				
$\lambda_{max}$		55.06*	30.08*	21.56*	12.56				
<i>Vecteurs de cointégration</i>									
Dirham	Franc	Lire	Mark	Peseta	Dollar	Yen	Livre	Trend	Constante
<b>-1.059</b>	<b>1.959</b>	<b>-0.010</b>	<b>2.856</b>	<b>0.122</b>	<b>28.971</b>				<b>-50.718</b>
-0.541	1.611	0.008	4.818	-0.105	17.340				-39.118
1.020	-3.147	0.002	-3.799	-0.011	-19.681				45.549
* indique que l'hypothèse est rejetée au seuil 10%. Pour $\lambda_{trace}$ , les valeurs critiques sont respectivement de 97.17 ; 71.66 ; 49.91 ; 31.88, pour $\lambda_{max}$ , elles sont de 25.51 ; 21.74 ; 18.03 et 14.09.									

## Modèle 2

		r=0	r=1	r=2	r=3	r=4			
$\lambda_{trace}$		130.56*	80.46	47.73	25.35				
$\lambda_{max}$		50.10*	32.73*	22.37*	11.10				
<i>Vecteurs de cointégration</i>									
Dirham	Franc	Lire	Mark	Peseta	Dollar	Yen	Livre	Trend	Constante
<b>-1.659</b>	<b>3.025</b>	<b>-0.011</b>	<b>5.078</b>	<b>0.121</b>	<b>36.018</b>			<b>0.020</b>	
-1.169	2.570	0.006	6.520	-0.119	18.454			0.031	
* indique que l'hypothèse est rejetée au seuil 10%. Pour $\lambda_{trace}$ , les valeurs critiques sont respectivement de 110 ; 82.68 ; 58.96 ; 39.08, pour $\lambda_{max}$ , elles sont de 27.32 ; 23.72; 19.88 et 16.13.									

## Modèle3

		r=0	r=1	r=2	r=3	r=4			
$\lambda_{trace}$		206.60*	144.28*	103.14*	71.97*	42.16			
$\lambda_{max}$		62.32*	41.14*	31.17*	29.81*	14.97			
<i>Vecteurs de cointégration</i>									
Dirham	Franc	Lire	Mark	Peseta	Dollar	Yen	Livre	Trend	Constante
<b>-1.123</b>	<b>2.679</b>	<b>-0.008</b>	<b>2.649</b>	<b>0.105</b>	<b>32.426</b>	<b>0.007</b>	<b>-3.212</b>		<b>-58.725</b>
-0.180	-1.723	0.003	9.596	-0.057	-3.342	-0.085	-5.371		20.586
0.371	-2.367	-0.010	-0.282	0.111	-17.234	-0.035	4.258		41.804
-0.138	2.209	0.004	1.739	-0.066	3.424	-0.003	-7.869		-13.370
* indique que l'hypothèse est rejetée au seuil 10%. Pour $\lambda_{trace}$ , les valeurs critiques sont respectivement de 159.74 ; 126.71 ; 97.17 ; 71.66 ; 49.91 ; pour $\lambda_{max}$ , elles sont de 33.02 ; 29.54; 25.51 ; 21.74 et 18.03.									

## Modèle 4

		r=0	r=1	r=2	r=3	r=4			
$\lambda_{trace}$		217.65*	158.15*	112.60*	80.79	58.96			
$\lambda_{max}$		59.50*	45.55*	31.81*	29.43*	19.88			
<i>Vecteurs de cointégration</i>									
Dirham	Franc	Lire	Mark	Peseta	Dollar	Yen	Livre	Trend	Constante
<b>-2.365</b>	<b>3.588</b>	<b>-0.012</b>	<b>9.832</b>	<b>0.078</b>	<b>38.595</b>	<b>-0.026</b>	<b>3.872</b>	<b>0.045</b>	
0.774	1.322	-0.002	-10.926	0.107	9.376	0.080	-4.919	-0.041	
-0.978	3.844	0.007	0.907	-0.116	19.062	0.043	1.612	0.025	
-0.344	1.030	-0.003	1.688	-0.018	-8.240	-0.014	3.063	0.024	
* indique que l'hypothèse est rejetée au seuil 10%. Pour $\lambda_{trace}$ , les valeurs critiques sont respectivement de 176.13; 141.31; 110 ; 82.68 ; 58.96, pour $\lambda_{max}$ , elles sont de 34.82; 31.31; 27.32; 23.72 et 19.88.									



## Modèle 9

		r=0	r=1	r=2	r=3	r=4			
$\lambda_{trace}$		76.89*	52.00*	33.32*	17.83*	7.76			
$\lambda_{max}$		24.89*	18.67*	15.49*	10.07	7.76			
<i>Vecteurs de cointégration</i>									
Dirham	Euro	Dollar	Fr.Suisse	Livre					Constante
<b>4.573</b>	<b>-21.511</b>	<b>57.603</b>	<b>12.655</b>	<b>38.253</b>					<b>-170.17</b>
-1.990	-9.963	-32.884	4.139	-78.885					144.383
1.874	-41.172	-38.490	23.243	-14.163					44.834

\* indique que l'hypothèse est rejetée au seuil 10%. Pour  $\lambda_{trace}$ , les valeurs critiques sont respectivement de 71.66; 49.91; 31.88 ; 17.79 ; 7.50, pour  $\lambda_{max}$ , elles sont de 21.74; 18.03; 14.09; 10.29 et 7.50.

## Modèle 10

		r=0	r=1	r=2	r=3	r=4			
$\lambda_{trace}$		116.67*	56.59	36.29	19.19	7.89			
$\lambda_{max}$		60.08*	20.31*	17.10*	11.30	7.89			
<i>Vecteurs de cointégration</i>									
Dirham	Euro	Dollar	Fr.Suisse	Livre				Trend	Constante
<b>7.116</b>	<b>89.124</b>	<b>113.352</b>	<b>-60.231</b>	<b>60.560</b>				<b>-0.313</b>	
-0.906	46.132	14.366	-29.018	52.053				-0.061	

\* indique que l'hypothèse est rejetée au seuil 10%. Pour  $\lambda_{trace}$ , les valeurs critiques sont respectivement de 82.68; 58.96; 39.08 ; 22.95 ; 10.56, pour  $\lambda_{max}$ , elles sont de 23.72; 19.88; 16.13; 12.39 et 10.56.

Annexe :Tableau : Estimation des pondérations dans le panier du Dirham  
1973 :04-1998 :12

	a	b
	Modèle non contraint avec yen et livre	Modèle non contraint avec franc suisse et livre
<i>Monnaies</i>		
Franc Français	0.4004 (3.14)**	0.4079 (7.71)**
Lire	0.1075 (3.00)**	0.1163 (3.29)**
Mark	0.1656 (3.14)**	0.1845 (3.23)**
Peseta	0.0677 (2.19)**	0.071 (2.32)**
Dollar	0.2385 (4.09)**	0.3201 (5.84)**
Franc Suisse		0.0098 (0.25)
Livre	0.0146 (0.49)	0.0228 (0.75)
Yen	-0.0347 (-1.17)	
Constante	0.0019 (3.09)**	0.0019 (3.13)**
Somme des coefficients	0.9615	1.1343
$R^2$ ajusté	0.50	0.51
Statistique de Durbin-Watson	1.76	1.73
** significatif au seuil de 5% (les valeurs entre parenthèses représentent les $t$ de Student).		